

数字普惠金融、居民消费与经济增长

——来自我国省域面板数据的经验证据

方先明¹ 刘韞尔¹ 陈 楚²

(1. 南京大学 商学院,江苏 南京 210093;2. 南京信息工程大学 商学院,江苏 南京 210044)

[摘 要] 数字普惠金融深度融合数字金融与普惠金融,能够突破物理与信息等条件对于金融服务的约束,从而成为金融支持经济增长的重要抓手。基于金融发展与深化理论,剖析了数字普惠金融对经济增长的影响及其作用机制,进而利用2013—2020年我国省域面板数据对其进行检验。结果发现,数字普惠金融对经济增长有显著的促进作用,其覆盖广度和使用深度较数字化程度而言具有更强的边际效应;数字普惠金融支持经济增长的具体作用机制通过促进居民消费实现,并受到金融服务可得性的负向调节。进一步的研究还发现,数字普惠金融的经济增长效应存在金融排斥异质性,金融排斥效应越强烈的地区,数字普惠金融对于经济增长的促进作用越强劲。

[关键词] 数字普惠金融 居民消费 经济增长 区域差异

一、引言

随着绝对贫困的消除和全面小康社会的建成,共同富裕成为社会经济高质量发展追求的主要目标之一。如何实现共同富裕,通过经济增长“做大蛋糕”是有效之策。当前,经济金融化的倾向明显,经济增长对金融资源配置的依赖性越来越强。然而,由于资本的逐利性,金融天然地表现出“歧视”特征,由此使得金融资源配置表现出不公平。为使被隔绝在金融体系外的主体能够享受到均等的金融服务,我国正大力发展普惠金融。初期的普惠金融业务集中于借助商业银行信贷渠道来实现,这与商业银行传统信贷业务一样不可避免地会因信息不对称而使金融主体陷入高成本低收益且风险大的窘境。在这种模式下,即使财政资金提供一定程度的担保,也难以推动普惠金融活动的可持续发展,更难以实现“普”与“惠”的有效融合。为此,我国开始发展数字普惠金融,借助云计算、大数据与区块链等金融科技技术联结信息孤岛,以削弱信息不对称;同时通过数字技术破除物理障碍,将金融服务送达传统金融不能或不愿触及的区域。作为数字技术与金融深度融合的产物,数字普惠金融在向弱势群体和落后地区提供金融支持上展现出强大的均衡作用,中央全面深化改革委员会第二十四次会议上已明确提出,要有序推进数字普惠金融发展,把更多金融资源配置到重点领域和薄弱环节^[1]。数字普惠金融对经济增长的推动作用如何,其作用机理是什么,传导效应是否会因金融排斥程度不同而存在差异,对于这些问题的研究有助于提升我国数字普惠金融支持经济增长的效率。

不同于以往的研究,本文可能的贡献在于:(1)明确数字普惠金融的覆盖广度和使用深度较数字化程度对经济增长具有更强的边际效应。现有文献在研究数字普惠金融与经济增长的关系时,通常聚焦于数字普惠金融的总效应,没有特别涉及各细分维度的影响。然而,已有学者证实了数字普惠金融的不同维度在提升消费、减少贫困等方面具有不同的作用^[2],因此,探析数字普惠金融各细分维度对经济增长的影响,有益于丰富数字普惠金融支持经济增长的理论研究。(2)阐明消费是数字普惠金融支持经济增长的主要作用渠道。现有研究认为,数字普惠金融拓展了金融服务的触达边界,

[基金项目] 江苏省高校哲学社会科学研究重大项目“错位视角下江苏金融支持经济增长研究”(2020SJZDA049)成果之一。

[作者简介] 方先明(1969—),江苏高邮人,管理学博士,南京大学商学院金融与保险学系教授,博士生导师,研究方向:金融理论与政策、金融市场与金融投资。

同时又体现着“惠”的特征,因此其能缓解社会融资约束,从而促进经济增长^[3-4]。然而,消费是我国经济增长的压舱石,是推动经济持续增长的根本动力。本文的研究表明,深度融合“普”与“惠”的数字普惠金融能够有效释放消费需求,实现消费拉动型经济增长模式。(3)证实了数字普惠金融能够通过缓解金融排斥实现“普”与“惠”的融合。在我国经济发展实践中,数字普惠金融在传统金融触达不到的区域起着补充作用,其对经济增长的促进作用在金融排斥效应强的地区表现得更为明显。可见,数字普惠金融具有“均衡器”的功能,能够一定程度上缓解我国经济增长的区域不平衡问题,这是以往研究所不曾涉及的。

二、文献综述与研究假设

数字普惠金融托生于普惠金融,是一种融合了数字技术的新型普惠金融模式,它继承了普惠金融的包容性等诸多特性及功能,能够通过扩大金融供给、提高资源配置效率促进收入均等并提升经济增长强度^[5-6];同时,它还具有数字金融高效率、低成本的特点,不受制于传统金融所面临的物理约束和信息不对称,在缓解金融排斥、提高金融服务可得性和便利性等方面都有积极作用^[7-8]。关于数字普惠金融对实体经济发展的意义,学术界已进行了广泛的探讨,虽然研究的角度和方法各不相同,学者们还是得到了一致的结论:数字普惠金融的发展显著地促进了经济增长^[9-10]。在此基础上,部分研究从不同的维度探讨了数字普惠金融的经济影响,认为数字普惠金融覆盖广度的扩大有利于金融资源的合理配置,能够使更多的个体从金融服务中获益;而使用深度则体现了个体获得金融服务的实际状况,能反映出个体在多大程度上从金融服务中获益^[11]。同时,数字化特征作为数字普惠金融区别于普惠金融的最大特征,对经济增长有不可忽视的积极影响。数字技术的应用赋予数字普惠金融低成本、低门槛的巨大优势,有利于降低资金流动成本、提高民众经济参与并促进经济增长^[12]。基于此,提出研究假设1。

假设1:数字普惠金融的发展对经济增长存在正向影响,其覆盖广度、使用深度和数字化程度均对经济增长有促进作用。

对于数字普惠金融的经济影响,学术界已做出了充分的研究。可以明确的是,数字普惠金融的影响触及经济社会的方方面面,其对经济增长的影响机制也并非单一的。社会的总需求决定其产出、就业和收入的水平,投资、消费、出口三大需求被称作拉动经济增长的三驾马车,其对国民经济发展的意义不言而喻。在当前投资放缓、出口受到国际贸易单边主义和保护主义影响的背景下,我国经济发展的引擎需向内需转变,且更多地依靠消费^[13],而强化金融对消费的支持则是振兴内需的一大重要举措^[14]。数字普惠金融在促进消费上的积极作用已得到诸多文献的证实,数字普惠金融的发展不仅对提升居民的消费水平有益,还能实现居民消费结构的优化,促进消费转型升级^[15]。一方面,数字普惠金融的普惠性弥补了传统金融体系的不足,能够使更多的家庭和个人享受到消费金融服务,通过流动性约束和金融排斥的缓解,居民被抑制的消费需求得以释放;另一方面,数字技术的介入大幅提升了消费的便利性,推动了消费的转型升级,充分激发居民消费潜力并释放被抑制的消费需求^[1,16]。因此,“数字普惠金融—居民消费—经济增长”也极有可能是数字普惠金融经济增长效应的作用路径之一。

根据金融发展理论,金融结构的复杂性与金融的发展程度以及经济的发展水平呈正向关系^[17]。我国金融业的发展壮大始于经济体制的转变,随着市场经济改革的深入,以银行为主的正规金融体系日益完善。然而,金融排斥和金融歧视的存在常常使落后地区与弱势群体的金融需求难以得到满足,居民消费也因此受到约束,无法充分拉动经济增长。为扩展金融服务的覆盖边界,数字普惠金融顺势而生。那么,数字普惠金融与传统金融之间有着怎样的关系,学界目前持有三种不同的观点,即“替代论”、“互补论”与“补缺论”^[18]。考虑到数字普惠金融的发展明显更多地惠及传统金融不愿触及的落后地区和弱势群体,不难理解,正是传统金融的供给不足为数字普惠金融的发展提供了广阔的空间,相较之下,“补缺论”更为贴切,即数字普惠金融对传统金融起到拾遗补缺的作用^[19]。具体

来看,数字普惠金融作为数字时代的普惠金融新模式,是传统金融借助数字化手段向“普惠”延展的结果,因此,它拥有传统金融不可及的时空穿透性和交易便利性,能够通过“增量补充”与“存量优化”缓解金融排斥导致的资金匮乏^[20],随着流动性约束的放松,居民消费相应增加并带动经济的增长。可见,传统金融的供给不足与金融排斥的存在提供了数字普惠金融产生和发展的基础,也正是传统金融服务的可得性决定了数字普惠金融能够施展效用的空间和余地^[18,21]。据此,提出研究假设2如下。

假设2:数字普惠金融支持经济增长的作用借助居民消费而实现,而金融服务的可得性对此机制具有调节效应。

在研究数字普惠金融经济影响的同时,影响的异质性也是许多学者关注的重点。其中,部分研究是基于特定指标的差异而展开的,如地方物质资本的多少、政府效率的高低以及企业内外部环境的优劣^[22-24];另一些则是从地区的方位分布和地理特征切入,比如对南北区域进行划分,又或对地形地貌和农耕规模加以区分等^[25]。在数字普惠金融经济增长效应的相关研究中,学者更多地从区位分布的角度出发,发现不同地区数字普惠金融发展程度对经济增长的影响确实存在差异,而这一差异则来自于地区经济发展与金融供给的不平衡^[26]。关于这一点,可以从数字普惠金融的经济伦理本质来理解,“普惠”指的即是包容性,它反映的是对公平的追求,是在金融歧视下对金融资源配置的矫正^[27]。通常情况下,经济落后地区的金融排斥现象更为严重,这源自于传统金融资源配置的效率导向,而数字普惠金融则可以通过将金融资源向弱势地区倾斜,使欠发达地区更多地从数字普惠金融的发展中受益^[28]。如此看来,数字普惠金融发挥着类似“均衡器”的作用,为发展落后、遭受金融排斥地区经济的提速和赶超提供了可能,有助于缓解我国经济发展的区域差距^[29]。由此,提出研究假设3。

假设3:金融排斥效应越强,数字普惠金融对经济增长的促进作用越强。

三、实证检验模型构建与样本数据说明

(一)变量确定

1. 被解释变量

被解释变量为经济增长状况,选取人均生产总值 $PGDP$ 的对数值 $\ln PGDP$ 作为代理指标。人均生产总值以地区生产总值 GDP 与地区常住人口的比值表示,单位为万元。

2. 解释变量

解释变量为数字普惠金融发展水平,数据来源于北京大学数字金融研究中心课题组编制的“北京大学数字普惠金融指数”。该指数包含2011年至2020年中国省市县三个区域层级的数字普惠金融总指数与数字金融覆盖广度、数字金融使用深度、普惠金融数字化程度三个分项指标,以及数字金融使用深度指数下属的支付、保险、货币基金、信用服务、投资、信贷等分类指数,能够清晰地反映我国各地区数字普惠金融的发展趋势和均衡程度。在研究过程中,选取2013年至2020年数字普惠金融总指数与三个分项指标为代理变量,即数字普惠金融发展水平 DFI 、覆盖广度 $DFI1$ 、使用深度 $DFI2$ 和数字化程度 $DFI3$ 。其中,覆盖广度主要由用户的电子账户数衡量,如第三方支付账号数量、平均每个账号绑定银行卡数等;覆盖深度主要反映用户实际使用互联网金融服务的情况,如实际使用人数、人均交易笔数、人均交易额等;数字化程度则侧重考察地区数字普惠金融的便利性和信用化程度^[29]。

3. 控制变量

控制变量的选择参考了经济增长领域的相关文献:(1)对外开放程度 *open*, 对外贸易能够促进地区的技术进步、人力资本积累和生产率提升,从而对经济发展产生正向影响,此处以货物进出口总额与地区生产总值的比值表示;(2)政府干预程度 *gov*, 在我国经济发展实践中,地方政府的行为对经济增长发挥有重要作用,选取财政支出与地区生产总值的比值衡量政府的干预程度;(3)产业结构 *struct*,从产业结构的角度来看,第二产业通常对经济增长有较大的贡献,以第二产业增加值与地区生产总值的比值反映该地区的产业结构;(4)通货膨胀率 *inflation*,通常情况下,适度的通货膨胀与物价上升有利于经济的发展,可由居民消费价格指数衡量。

4. 中介变量

中介变量为居民消费水平 *C*,由社会零售品消费总额表示,单位为万元。

5. 调节变量

调节变量为金融业发展水平 *F*,由金融业增加值与地区生产总值的比值表示,用以衡量金融服务的可得性。

研究变量说明见表1。

表1 变量名称、符号及具体含义

变量	变量名称	变量符号	具体含义
被解释变量	人均生产总值	<i>PGDP</i>	地区生产总值与常住人口的比值
	地区生产总值	<i>GDP</i>	GDP
解释变量	数字普惠金融发展水平	<i>DFI</i>	北京大学数字普惠金融总指数
	覆盖广度	<i>DFI1</i>	北京大学数字金融覆盖广度指数
	使用深度	<i>DFI2</i>	北京大学数字金融使用深度指数
	数字化程度	<i>DFI3</i>	北京大学普惠金融数字化程度指数
	对外开放程度	<i>open</i>	货物进出口总额与地区生产总值的比值
控制变量	政府干预程度	<i>gov</i>	政府财政支出与地区生产总值的比值
	产业结构	<i>struct</i>	第二产业增加值与地区生产总值的比值
	通货膨胀率	<i>inflation</i>	居民消费价格指数(上年=100)-100
	居民消费水平	<i>C</i>	社会消费品零售总额
中介变量	居民消费水平	<i>C</i>	社会消费品零售总额
调节变量	金融业发展水平	<i>F</i>	金融业增加值与地区生产总值的比值

(二) 实证模型构建

1. 基准检验模型

为探究数字普惠金融发展对经济增长的影响,构建基准回归模型如下:

$$\ln PGDP_{it} = \alpha_{10} + \alpha_{11} DFI_{it} + \beta_1 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \theta_{it} \tag{1}$$

其中, $\ln PGDP_{it}$ 为被解释变量,代表省份 *i* 第 *t* 年的经济发展状况; DFI_{it} 为解释变量,代表省份 *i* 第 *t* 年的数字普惠金融发展水平;控制变量 X_{it} 代表其余影响经济增长的变量; δ_i 代表地区固定效应, μ_t 代表年份固定效应, θ_{it} 代表随机扰动项。

2. 中介效应检验模型

选取社会零售品消费总额 C_{it} 代表省份 *i* 第 *t* 年的居民消费水平,取对数处理,参照温忠麟和叶宝娟对中介效应检验流程的研究^[30],构建中介效应模型如下:

$$\ln C_{it} = \alpha_{20} + \alpha_{21} DFI_{it} + \beta_2 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \theta_{it} \tag{2}$$

$$\ln PGDP_{it} = \alpha_{30} + \alpha_{31} DFI_{it} + \alpha_{32} \ln C_{it} + \beta_3 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \theta_{it} \tag{3}$$

3. 有调节的中介效应检验模型

由于金融服务可得性的调节效应主要体现在居民消费传导效应的前半段路径,即影响数字普惠金融对居民消费的提升程度,此处构建调节中介效应前半段路径的模型。以金融业发展水平 F_{it} 表示金融服务的可得性,为调节变量,向式(2)、式(3)中引入调节变量 F_{it} 以及调节变量与解释变量的

交互项 $F_{it} * DFI_{it}$, 构建模型如下:

$$\ln C_{it} = \alpha_{40} + \alpha_{41} DFI_{it} + \alpha_{42} F_{it} + \alpha_{43} F_{it} * DFI_{it} + \beta_4 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \theta_{it} \quad (4)$$

$$\ln PGDP_{it} = \alpha_{50} + \alpha_{51} DFI_{it} + \alpha_{52} F_{it} + \alpha_{53} F_{it} * DFI_{it} + \alpha_{54} \ln C_{it} + \beta_5 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \theta_{it} \quad (5)$$

(三) 数据来源与样本描述性统计

基于中国 31 个省(自治区、直辖市)^①, 2013 年至 2020 年的面板数据开展实证分析。由于“北京大学数字普惠金融指数”的覆盖期间为 2011 年至 2020 年, 且中国人民银行仅从 2013 年开始公布分地区社会融资规模的相关数据, 而 2020 年的数据是研究过程中所能得到的最新数据, 因此研究过程中将样本期确定为 2013 至 2020 年。其中, 经济发展水平、产业结构、通货膨胀率的数据来自国家统计局官网, 数字普惠金融发展水平数据来源为北京大学数字金融研究中心, 对外开放程度、政府干预程度与居民消费水平的数据来源为国泰安数据库, 金融业发展水平数据来自中国人民银行官网。各变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>PGDP</i>	248	5.6868	2.7368	2.1952	16.4927
<i>GDP</i>	248	259347544	217203820	8282000	1107609000
<i>DFI</i>	248	252.8329	68.7599	115.1000	431.9300
<i>DFI1</i>	248	225.3406	79.2518	74.0900	397.0000
<i>DFI2</i>	248	245.8014	77.4686	112.8400	488.6800
<i>DFI3</i>	248	337.7365	66.9241	217.9300	462.2300
<i>open</i>	248	0.2532	0.2607	0.0076	1.2571
<i>gov</i>	248	0.2992	0.2093	0.1188	1.3538
<i>struct</i>	248	0.3962	0.0762	0.1583	0.5576
<i>inflation</i>	248	2.1113	0.6341	0.6000	3.9000
<i>C</i>	248	10952519.8	8995364.2	293198.3	42591800
<i>F</i>	248	0.0756	0.0300	0.0324	0.1991

由表 2 可知, 人均生产总值的均值 *PGDP* 的均值为 5.6868, 数字普惠金融发展水平 *DFI* 的均值为 252.8329, 覆盖广度 *DFI1*、使用深度 *DFI2* 和数字化程度 *DFI3* 的均值分别为 225.3406、245.8014 和 337.7365。观察各变量的标准差、最大值和最小值, 可以看出我国各省份在经济发展水平、数字普惠金融发展水平、居民消费水平以及经济社会特征等方面都存在较大的差异, 考虑与样本地区覆盖范围广、地区间资源禀赋差异大有关。

四、数字普惠金融的经济增长效应检验

(一) 基准回归

为了控制地区个体固定效应和时间固定效应, 选用面板双向固定效应模型对数字普惠金融发展的经济增长效应进行检验, 结果如表 3 所示。表 3 中, 第(1)列是以数字普惠金融发展水平 *DFI* 为核心解释变量的估计结果, *DFI* 前的系数估计值为 0.0029, 且在 1% 的水平下显著。可以判断数字普惠金融的发展对经济增长具有显著的正向影响, 即经济发展的规模会随着数字普惠金融发展水平的提升而不断扩大。

在此基础上, 观察数字普惠金融对经济增长的分维度影响。第(2)列、第(3)列和第(4)列分别为以数字金融覆盖广度 *DFI1*、数字金融使用深度 *DFI2* 以及普惠金融数字化程度 *DFI3* 作为解释变量的估计结果, 解释变量前的系数均在 1% 的水平下显著为正, 进一步证实了数字普惠金融的经济增

^① 考虑到数据的可得性, 本研究不包括港澳台地区。

长效应。同时,通过系数的比较可知,尽管覆盖广度、使用深度、数字化程度对经济增长都存在正向影响,但其影响程度依次递减,分别为 0.0024、0.0021 和 0.0010,这表示,在当前阶段,数字普惠金融服务在覆盖广度和使用深度方面的投入更具有促进经济增长的现实意义。

表 3 数字普惠金融支持经济增长的基准回归结果

	(1) <i>lnPGDP</i>	(2) <i>lnPGDP</i>	(3) <i>lnPGDP</i>	(4) <i>lnPGDP</i>
<i>DFI</i>	0.0029*** (23.34)			
<i>DFI1</i>		0.0024*** (24.43)		
<i>DFI2</i>			0.0021*** (10.73)	
<i>DFI3</i>				0.0010*** (5.39)
<i>open</i>	0.0237 (0.43)	0.0033 (0.06)	-0.1997** (-2.46)	-0.4554** (-2.20)
<i>gov</i>	-0.6607** (-2.40)	-0.8702*** (-2.81)	-0.8167* (-2.01)	-2.6577*** (-5.59)
<i>struct</i>	0.6422** (2.17)	0.4935 (1.56)	-0.7371 (-1.37)	-2.8264*** (-3.70)
<i>inflation</i>	0.0137*** (3.95)	0.0098*** (.0034622)	0.0023 (0.35)	0.0405*** (3.46)
样本量	248	248	248	248
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
within R ²	0.9638	0.9511	0.8811	0.7500
F 值	357.39***	379.45***	166.05***	77.51***

注:括号内数值为 t 统计量,***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,下同

此外,从回归结果中可以观察到,各控制变量前系数符号的正负基本符合预期:地区开放度与政府干预度对经济增长存在负向影响,而产业结构与通货膨胀水平则有正向影响。这说明过度的进出口贸易和政府干预并不利于经济发展,经济更多地依赖实体经济的发展和繁荣,适度的通货膨胀亦有利于经济增长,这与现有文献得出的结论一致。

(二)稳健性检验

为确保基准回归结果的稳健性,选取改变样本量和替换代理指标两种方式进行稳健性检验,结果如表 4。

表 4 中,第(1)列为剔除北京市、天津市、上海市、重庆市和西藏自治区样本后的回归结果。这一做法的原因是,我国经济发展有较强的不平衡性,不同地区的经济发展水平不同,经济政策的实行也存在较大差异,一方面,西藏自治区的经济数据与其余省份差距较大,作为样本纳入研究范围可能使结果发生偏差,另一方面,经济政策的实施通

表 4 稳健性检验

	(1) <i>lnPGDP</i>	(2) <i>lnGDP</i>
<i>DFI</i>	0.0031*** (18.80)	0.0033*** (17.57)
<i>open</i>	0.1370* (1.77)	-0.0263 (-0.37)
<i>gov</i>	0.0855 (1.11)	-0.6636* (-1.75)
<i>struct</i>	1.1061*** (3.70)	1.1205** (2.64)
<i>inflation</i>	0.0139*** (3.76)	0.0107*** (3.05)
样本量	208	248
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
within R ²	0.9574	0.9536
F 值	220.61***	226.19***

常率先在直辖市进行试点。因此,在剔除四个直辖市以及西藏自治区的样本后,对数据重新进行回归,发现数字普惠金融发展水平前系数估计结果仍显著为正。第(2)列为替换被解释变量后的回归结果。在替换指标时,以地区生产总值的对数值 $\ln GDP$ 代替人均生产总值的对数值 $\ln PGDP$,此时,数字普惠金融发展水平的系数估计结果同样显著为正。因此,可以证实基准回归的结果是稳健的,数字普惠金融的发展的确对经济增长有显著的正效应,研究假设 1 得到验证。

五、数字普惠金融支持经济增长的居民消费传导效应检验

由前文的分析可知,数字普惠金融的发展能够促进消费需求的释放,而消费则对经济增长起到重要的拉动作用,极有可能存在“数字普惠金融—居民消费—经济增长”这一传导机制。为验证这一传导机制,根据式(2)、式(3)对中介效应逐步检验,结果如表 5 所示。

表 5 数字普惠金融支持经济增长的居民消费中介效应检验

	(1) $\ln PGDP$	(2) $\ln C$	(3) $\ln PGDP$
DFI	0.0029*** (23.34)	0.0031*** (6.64)	0.0026*** (20.65)
$\ln C$			0.1117*** (4.58)
$open$	-0.0237 (0.43)	0.1224 (0.52)	0.0100 (0.25)
gov	-0.6607** (-2.40)	-0.6883 (-0.70)	-0.5837*** (-2.84)
$struct$	0.6422** (2.17)	0.7507 (0.77)	0.5583** (2.43)
$inflation$	0.0137*** (3.95)	-0.0433*** (-2.57)	0.0186*** (5.38)
样本量	248	248	248
个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
within R^2	0.9638	0.6153	0.9719
F 值	357.39***	98.69***	630.73***

由表 5 可知, α_{21} 与 α_{32} 均显著为正,表示数字普惠金融发展对社会消费总量、社会消费总量对经济增长均存在显著的正向影响,即居民消费对数字普惠金融的增长效应起到正向的中介作用,且无需再进行 Sobel 检验或 Bootstrap 检验。同时,我们注意到 α_{31} 同样显著,说明这一中介效应是不完全的,具体地,数字普惠金融发展对经济增长的直接影响体现为 α_{31} ^①,影响程度为 0.0026,间接影响体现为 α_{21} 与 α_{32} 的乘积,程度约为 0.0003,总的效应体现为 α_{11} ,其数值是 0.0029,恰为前二者的总和。对应的经济逻辑为:数字普惠金融对经济增长存在正向的促进作用,这一过程可能存在多元的传导机制,以居民消费为中介的传导效应是其中之一。具体地,数字普惠金融的发展可以对传统消费金融体系形成补充,同时能够丰富消费方式、提升消费效率,有效促进居民消费潜力的释放,而消费作为拉动经济增长的三驾马车之一,消费水平的稳步提升将会促进经济的持续增长。

在此基础上,进一步检验金融服务可得性对数字普惠金融与居民消费之间关系的调节作用。根据式(4)、式(5)进行调节效应检验,结果见表 6。

① 仅指剔除以居民消费为中介的间接影响,不排除其他传导机制的存在,下同。

表 6 金融可得性对居民消费中介效应的调节效应检验

	(1) <i>lnC</i>	(2) <i>lnPGDP</i>
<i>DFI</i>	0.0040*** (5.25)	0.0029*** (21.26)
<i>F</i>	5.2328 (1.52)	0.1942 (0.25)
<i>F * DFI</i>	-0.0148* (-2.02)	-0.0034*** (-3.28)
<i>lnC</i>		0.1032*** (4.54)
<i>open</i>	-0.2148 (-1.50)	-0.0911 (-1.47)
<i>gov</i>	-0.9626 (-1.12)	-0.6363*** (-2.99)
<i>struct</i>	0.9748 (1.12)	0.5093** (2.49)
<i>inflation</i>	-0.0331* (-2.00)	0.0176*** (4.33)
样本量	248	248
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
within R ²	0.6297	0.9739
F 值	101.85***	539.56***

交互项的系数反映了调节效应的方向和显著性,观察表 6 第(2)列, α_{43} 显著为负,表明金融服务可得性能够负向调节数字普惠金融与居民消费的关系;相较于金融业发达的地区,数字普惠金融对金融供给不足地区居民的消费有着更大的提升效果,有效地弥补了地区传统消费金融的供给不足。结合表 6 第(1)列,可以观察到,经消费传导、金融服务可得性调节后,数字普惠金融对经济增长的间接效应 $\alpha_{54}(\alpha_{41}+\alpha_{43}F)$ 为 $(0.0004-0.0015F)$ 。由 F 前的系数为负可知,数字普惠金融的经济增长效应同样受到金融服务可得性的负向调节,在金融供给不足地区,数字普惠金融对经济发展会有更大的贡献。产生这一现象的原因在于:金融业发达的地区通常能够提供充分的金融服务与资金支持,部分弱势群体的金融需求能够得到满足,数字普惠金融对传统金融的补充意义并不大,对经济增长的总效应也相对较弱。而在金融资源匮乏的地区,由于金融歧视、金融排斥现象的存在,传统金融无法提供充分的支持,相比之下,数字普惠金融更适合这类地区的金融需求,且因金融资源投入初期的边际效应较大,数字普惠金融发展对经济增长的促进作用更为显著。综上,研究假设 2 得以证实。

六、数字普惠金融支持经济增长的金融排斥异质性检验

在测度金融排斥的程度时,通常综合考虑地区经济发展程度、金融普及状况、居民收入和消费水平以及受教育程度等因素,而这些因素几乎都存在共同的区域分布特征,即东部地区拥有最佳的经济社会条件,中部地区其次,最后是西部地区。从经济水平来看,由东南沿海向内陆推进,经济发展水平渐弱,基础设施建设也明显不足,考虑到地区的金融排斥程度与其经济发展水平呈反比^[4],可知金融排斥的程度应是自东向西逐渐增强。数据测算的结果证实了这一分布特征,东部地区的金融排斥程度要远低于相对欠发达的中部和西部地区^[9]。基于这一特征,将我国 31 个省市(不含港澳台地

区)划分为东中西部地区^①,自东向西作为金融排斥效应较弱、中等、较强的样本组,从金融排斥的视角来分析数字普惠金融发展对经济增长影响的异质性,检验结果如表 7 所示。

表 7 数字普惠金融支持经济增长的金融排斥异质性检验(地区差异)

	全国 <i>lnGDP</i>	东部 <i>lnGDP</i>	中部 <i>lnGDP</i>	西部 <i>lnGDP</i>
<i>DFI</i>	0.0029*** (23.34)	0.0025*** (12.42)	0.0029*** (15.74)	0.0030*** (31.83)
<i>open</i>	-0.0237 (0.43)	-0.1472** (-2.62)	-0.0767 (-0.25)	-0.2562** (-2.41)
<i>gov</i>	-0.6607** (-2.40)	-0.0451 (-0.16)	-1.8430*** (-5.37)	-0.6896** (-2.72)
<i>struct</i>	0.6422** (2.17)	0.8236* (1.91)	0.2229 (0.52)	0.3034 (1.58)
<i>inflation</i>	0.0137*** (3.95)	0.0131** (2.26)	0.0185* (2.01)	0.0231*** (7.04)
样本量	248	88	64	96
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
within R ²	0.9638	0.9707	0.9817	0.9778
F 值	357.39***	354.12***	1041.72***	234.76***

由表 7 可知:首先,第(1)列至第(4)列中 *DFI* 前系数估计结果均在 1%的水平下显著且为正,表明金融排斥并未影响数字普惠金融发展对经济增长的作用方向,尽管东中西部金融排斥效应的强度存在显著差异,数字普惠金融对经济增长的正效应在全国以及东中西部范围内均成立。其次,通过对系数值的比较发现,数字普惠金融对经济增长的影响程度与所在地区内金融排斥效应的强度呈正向关系,这反映了数字普惠金融的普惠性,即金融排斥效应较强地区的经济能够更多地从数字普惠金融的发展中获益,表现为经济增长效应由东至西递增,在西部地区的影响程度甚至超过全国平均水平。研究假设 3 得到支持。

关于这一差异,可以从居民消费传导机制的角度来分析。表 8 列示了东中西部地区分样本的中介效应检验结果,比对发现,普惠金融对居民消费、消费对经济增长的正向作用在金融排斥最严重的西部地区表现最强。结合上文的分析可知,数字普惠金融的发展卓有成效地缓解了金融排斥,使原先无法得到满足的金融需求得以实现,经过居民消费的中介和传导,西部地区在数字普惠金融的支持下实现了经济的快速增长。

七、结论与启示

经济发展离不开金融的服务和支撑,随着数字时代的到来,数字科技为普惠金融带来了新的呈现形式,也为提升我国数字普惠金融支持经济增长的效率提供了新的契机。本文利用我国 2013 年至 2020 年的省域数据,对数字普惠金融的经济增长效应展开研究,并进一步分析了这一效应的传导机制和异质性。结果表明:第一,数字普惠金融存在经济增长效应,其覆盖范围的扩大、使用深度的加深以及数字化程度的提高,都会对经济增长产生显著的正向影响,但影响程度依次递减。第二,数字普惠金融通过提振消费拉动经济增长,其中,数字普惠金融对居民消费的提升程度会受到金融资源可得性的负向调节,在原先金融供给不足的地区,数字普惠金融具有更大的经济增长效应。第三,

^① 东、中、西部地区的划分参照国家统计局的标准:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

数字普惠金融的经济增长效应存在金融排斥异质性,数字普惠金融对经济增长的影响程度与该地区金融排斥的程度呈正比,这也是数字普惠金融的“普惠”所在。

表 8 数字普惠金融支持经济增长的居民消费中介效应检验(地区差异)

	东部			中部			西部		
	(1) <i>lnGDP</i>	(2) <i>lnC</i>	(3) <i>lnGDP</i>	(1) <i>lnGDP</i>	(2) <i>lnC</i>	(3) <i>lnGDP</i>	(1) <i>lnGDP</i>	(2) <i>lnC</i>	(3) <i>lnGDP</i>
<i>DFI</i>	0.0025*** (12.42)	0.0029*** (4.44)	0.0023*** (9.36)	0.00297*** (15.74)	0.0023*** (4.53)	0.0029*** (15.60)	0.0030*** (31.83)	0.0034*** (5.83)	0.0026*** (18.41)
<i>lnC</i>			0.0974* (2.13)			0.0322 (1.17)			0.1024* (2.83)
<i>open</i>	— 0.1472** (-2.62)	-0.1407 (-0.55)	-0.1335* (-3.07)	-0.0767 (-0.25)	-0.7819 (-0.35)	-0.0515 (-0.18)	— 0.2562** (-2.41)	-0.7949* (-2.40)	-0.1748 (-1.59)
<i>gov</i>	-0.0451 (-0.16)	1.5281 (0.85)	-0.1938 (-0.52)	— 1.8430*** (-5.37)	-6.6505* (-3.10)	— 1.6289*** (-5.58)	— 0.6896** (-2.72)	-0.4907 (-0.97)	-0.6393** (-3.03)
<i>struct</i>	0.8236* (1.91)	2.2628 (1.59)	0.6033 (1.17)	0.2229 (0.52)	-2.2036* (-2.62)	0.2938 (0.72)	0.3034 (1.58)	-0.0563 (-0.07)	0.3091* (2.04)
<i>inflation</i>	0.0131** (2.26)	-0.0362 (-1.31)	0.0166* (3.18)	0.0185* (2.01)	-0.0867 (-1.65)	0.0213* (2.33)	0.0231*** (7.04)	0.0078 (0.38)	0.0223*** (5.89)
样本量	88	88	88	64	64	64	96	96	96
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
within R ²	0.9707	0.5980	0.9762	0.9817	0.5924	0.9825	0.9778	0.7800	0.9819
F 值	354.12***	52.32***	607.47***	1041.72***	173.86***	1158.80***	234.76***	77.60***	469.4***

本文研究结论的启示在于,首先,应坚持推进数字普惠金融的发展,提升金融业服务经济增长的水平和效率。数字普惠金融能够触达传统金融服务薄弱的地区,并缓解该地区的金融排斥,有利于缩小我国区域间经济发展差距。相关部门应积极推动数字普惠金融体系建设,支持数字普惠金融更好地发挥矫正金融资源错配、支持经济持续增长的作用,尤其要着力于拓展数字普惠金融覆盖的广度和服务的深度,增加地区金融服务供给,推进需求导向的金融服务多元化,使更广泛的地区和群体能够享受到数字普惠金融的“数字红利”。

其次,应积极促进数字普惠金融扩大消费、提振内需,引领经济持续增长。当下国际贸易形势严峻、国内投资放缓,我国经济发展正在从以往过于依赖投资和出口拉动向更多依靠国内需求特别是消费需求拉动转变。在这一重要的动力转换期,数字普惠金融应发挥其独特优势,借助数字化手段将金融服务内嵌于消费的各个场景和环节中,通过扩大金融服务普惠范围、提升居民消费便利性、创造更多新型消费业态等方式,充分激发居民消费活力,释放现阶段社会消费需求规模和需求结构提升的双重潜力,为经济增长注入内生动力。

最后,要充分发挥数字普惠金融的均衡效应,缩小区域经济发展差距。区域发展不平衡是我国的基本国情,中西部地区的经济发展长期落后于东部地区,资金的逐利性使得中西部地区遭受严重的金融排斥,经济发展的差距始终无法缩小。然而,数字普惠金融具有传统金融无可比拟的物理穿透性和公平性,能够为遭受排斥、难以获取金融服务的地区提供支持,形成对传统金融的有效补充。因此,对于中西部等金融排斥效应较重的地区而言,应充分把握数字普惠金融赋予的后发优势,完善金融基础设施和数字基础设施的配套,引导数字普惠金融资源高效对接,实现经济的增长和追赶。同时,东部地区则可以发掘数字普惠金融与经济发展更高层次的衔接方式,进一步发挥数字普惠金融对经济增长的支撑作用。

[参 考 文 献]

- [1] 提高政府精准度有效性 我国普惠金融锚定高质量发展方向[EB/OL].(2022-03-02)[2022-03-10]. http://www.gov.cn/xinen/2022-03/02/content_5676365.htm.
- [2] 张蕊,余进声.数字金融营商环境与经济增长[J].现代经济探讨,2021(7):1-9.
- [3] 张磊,吴晓明.数字金融缓解中小企业融资约束的机制、困境与对策分析[J].理论探讨,2020(5):110-114.
- [4] 惠献波.数字普惠金融发展与城市全要素生产率——来自278个城市的经验证据[J].投资研究,2021,40(1):4-15.
- [5] SARMA M, PAIS J. Financial Inclusion and Development[J]. Journal of International Development, 2011, 23(5): 613-628.
- [6] KAPOOR A. Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy[J]. Futures, 2014, 56: 35-42.
- [7] 李涛,徐翔,孙硕.普惠金融与经济增长[J].金融研究,2016(4):1-16.
- [8] 姜松,周鑫悦.数字普惠金融对经济高质量发展的影响研究[J].金融论坛,2021,26(8):39-49.
- [9] 李建军,彭俞超,马思超.普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析[J].经济研究,2020,55(4):37-52.
- [10] 褚翠翠,佟孟华,李洋,等.中国数字普惠金融与省域经济增长——基于空间计量模型的实证研究[J].经济问题探索,2021(6):179-190.
- [11] 钱海章,陶云清,曹松威,等.中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J].数量经济技术经济研究,2020,37(6):26-46.
- [12] 葛和平,朱卉雯.中国数字普惠金融的省域差异及影响因素研究[J].新金融,2018(2):47-53.
- [13] 洪银兴.进入新阶段后中国经济发展理论的重大创新[J].中国工业经济,2017(5):5-15.
- [14] 熊伟.短期消费性贷款与居民消费:基于信用卡余额代偿的研究[J].经济研究,2014,49(S1):156-167.
- [15] 江红莉,蒋鹏程.数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2020,40(10):18-32.
- [16] 易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018(11):47-67.
- [17] Goldsmith R W. Financial Structure and Development[M]. New Haven, CT: Yale University Press, 1969.
- [18] 王喆,陈胤默,张明.传统金融供给与数字金融发展:补充还是替代?——基于地区制度差异视角[J].经济管理,2021,43(5):5-23.
- [19] 姚耀军,施丹燕.互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角[J].金融研究,2017(5):127-142.
- [20] 张岳,周应恒.数字普惠金融、传统金融竞争与农村产业融合[J].农业技术经济,2021(9):68-82.
- [21] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,17(4):1489-1502.
- [22] 张勋,万广华,张佳佳,等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.
- [23] 任太增,殷志高.数字普惠金融与中国经济的包容性增长:理论分析和经验证据[J].管理科学,2022,35(1):23-35.
- [24] 钟凯,梁鹏,董晓丹,等.数字普惠金融与商业信用二次配置[J].中国工业经济,2022(1):170-188.
- [25] 张正平,王琼.数字普惠金融发展对农业生产有资本替代效应吗?——基于北京大学数字普惠金融指数和CFPS数据的实证研究[J].金融评论,2021,13(6):98-116.
- [26] 何宜庆,王茂川.数字普惠金融的非线性与异质性经济增长效应——基于平滑转换模型与分位数模型的实证研究[J].四川师范大学学报(社会科学版),2021,48(1):54-64.
- [27] 王颖,曾康霖.论普惠:普惠金融的经济伦理本质与史学简析[J].金融研究,2016(2):37-54.
- [28] 李建军,韩珣.金融排斥、金融密度与普惠金融——理论逻辑、评价指标与实践检验[J].兰州大学学报(社会科学版),2017,45(4):19-35.
- [29] 郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [30] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.

(责任编辑 余 敏)